



TÜRKİYE EKONOMİ KURUMU

TARTIŞMA METNİ 2005/14

[http ://www.tek.org.tr](http://www.tek.org.tr)

TÜRKİYE'DE FAİZ ORANI İLE DÖVİZ KURU ARASINDAKİ İLİŞKİ:FAİZLERİN DÜŞÜRÜLMESİ KURLARI YÜKSELTİR Mİ ?

Orhan Karaca

Ekim, 2005

TÜRKİYE’DE FAİZ ORANI İLE DÖVİZ KURU ARASINDAKİ İLİŞKİ: FAİZLERİN DÜŞÜRÜLMESİ KURLARI YÜKSELTİR Mİ?

Orhan KARACA

Ekonomist Dergisi, Araştırma Bölümü

ÖZET

Türkiye’de son birkaç yıldır en çok tartışılan konulardan biri faiz oranı ile döviz kuru arasındaki ilişkidir. Bazı iktisatçılar döviz kurlarının uzun süredir yerinde saymasının nedenini faiz oranlarının yüksekliğine bağlamakta ve Merkez Bankası’nın kısa vadeli faiz oranlarını daha fazla ve daha hızlı indirmesi gerektiğini savunmaktadır. Buna karşılık Merkez Bankası ise kısa vadeli faiz oranları ile döviz kuru arasındaki ilişkinin çok boyutlu ve karmaşık bir niteliğe sahip olduğunu ileri sürmekte ve faiz oranlarının daha hızlı düşürülmesi halinde kurların yükselmesi yerine düşmesinin de söz konusu olabileceğini belirtmektedir. Bu çalışmada Türkiye’deki döviz kuru ile faiz oranı arasındaki ilişki araştırılmış ve Merkez Bankası’nın görüşünü destekleyen bulgulara ulaşılmıştır. Ocak 1990-Temmuz 2005 dönemine ait verilerle yapılan analizde döviz kuru ile faiz oranı arasında anlamlı bir ilişki tespit edilememiştir. Araştırma sadece dalgalı kur dönemi için yapıldığında ise iki değişken arasında pozitif yönlü fakat zayıf bir ilişki bulunmuştur.

JEL sınıflandırması: E40, F31

Anahtar kelimeler: Döviz kuru, faiz oranı, eşbütünleşme, sınır testi, ARDL modeli.

İletişim: Orhan Karaca, Ekonomist Dergisi, Hürriyet Medya Towers, 34212, Güneşli, İstanbul. Tel: 0212-410-32-45, Faks: 0212-410-32-55, e-mail: okaraca@ekonomist.com.tr.

I. GİRİŞ

Türkiye’de son birkaç yıldır en çok tartışılan konulardan birini döviz kurları ile faiz oranları arasındaki ilişki oluşturmaktadır. Bazı iktisatçılar döviz kurlarının uzun süredir yerinde saymasının nedenini faiz oranlarının yüksekliğine bağlamakta ve Merkez Bankası’nın kısa vadeli faiz oranlarını daha fazla ve daha hızlı indirmesi gerektiğini savunmaktadır. Buna karşılık Merkez Bankası ise kısa vadeli faiz oranları ile döviz kuru arasındaki ilişkinin çok boyutlu ve karmaşık bir niteliğe sahip olduğunu ileri sürmekte ve faiz oranlarının düşürülmesi ile kurlarda yükselişin sağlanmasının garanti olmadığını belirtmektedir (TCMB, 2003). Bu çalışma Türkiye’deki döviz kuru ile faiz oranı arasındaki ilişkiyi inceleyerek bu tartışmaya bir ışık tutmayı amaçlamaktadır.

Literatürde döviz kurunun nasıl belirlendiğine ilişkin olarak geliştirilmiş çok sayıda teori bulunmaktadır. Bunlardan en çok bilineni, döviz kurundaki değişimi iç ve dış enflasyon oranları arasındaki farka bağlayan Satınalma Gücü Paritesi (SGP) teorisidir. Faiz Haddi Paritesi (FHP), Esnek Fiyatlı Parasal Model (EFPM), Katı Fiyatlı Parasal Model (KFPM), Reel Faiz Oranları Farkı Modeli (RFOFM), Portföy Dengesi Modeli (PDM) gibi diğer teorilerde ise işin içine faiz oranları da girmektedir¹. Fakat faiz oranı ile döviz kuru arasındaki ilişkinin yönü konusunda literatürde bir görüş birliği yoktur. Dışa açık ve sermaye hareketlerinin serbest olduğu bir ekonomide, yurtiçi faiz oranlarının yükselmesi sermaye girişini artırarak ulusal paranın değerlenmesine ve sonuçta döviz kurunun gerilemesine neden olabilir. Fakat faiz oranının para talebinin belirleyicilerinden biri olması döviz kuru ile arasında pozitif yönlü bir ilişkinin doğabilmesine de imkan vermektedir. Şöyle ki faiz oranlarının yükselmesi yurtiçinde ulusal paraya olan talebi kısım enflasyonun yükselmesine yol açabilecektir. Bu durumda ulusal para değer kaybedecek ve döviz kuru yükselecektir.

Ampirik literatürde döviz kuru ile faiz oranı arasındaki ilişkinin daha çok kriz dönemleri için araştırıldığı görülmektedir. Bu çalışmalarda kriz dönemlerinde uygulanan yüksek faiz politikasıyla döviz kurunun savunulup savunulmadığı araştırılmıştır. Kraay (2000) 1960-1997 döneminde 75 gelişmiş ve gelişmekte olan ülkede spekülasyon atak dönemlerindeki faiz oranı ile döviz kuru ilişkisini araştırmış ve yüksek faiz oranı politikası ile döviz kurunun savunulmadığı sonucuna varmıştır. Dekle vd. (2002) Kore, Malezya ve Tayland’da Asya Krizi dönemindeki faiz oranı ve döviz kuru ilişkisini incelemiş ve bu iki değişken arasında negatif yönlü fakat zayıf bir ilişki olduğu bulgusuna ulaşmıştır. Türkiye’de

1994 krizi dönemindeki faiz oranı ile döviz kuru arasındaki ilişkiyi araştıran Gümüş (2002) ise pozitif yönlü bir ilişki bulmuştur. Hindistan'daki faiz oranı ile döviz kuru arasındaki ilişkiyi kriz dönemleri ile sınırlamaksızın inceleyen Dash (2004) ise güçlü bir negatif ilişki tespit etmiştir.

Bu çalışma dört bölümden oluşmaktadır. İkinci bölümde çalışmada kullanılan model ve veri seti tanıtılmıştır. Üçüncü bölüm araştırma yönteminin açıklamasını ve yapılan analizleri içermektedir. Dördüncü bölümde ise bu analizler sonucunda ulaşılan sonuçlar özetlenmekte ve değerlendirmeler yapılmaktadır.

II. MODEL VE VERİ SETİ

Çalışmada döviz kuru ve faiz oranı arasındaki ilişki, Dekle vd. (2002), Gümüş (2002) ve Dash (2004) çalışmalarında da kullanılan aşağıdaki model kullanılarak araştırılmıştır:

$$\ln DK_t = a_0 + a_1 FO_t + a_2 EF_t + u_t \quad (1)$$

Burada DK_t döviz kurunu, FO_t faiz oranını, EF_t iç ve dış enflasyon oranları arasındaki farkı gösteren değişkenlerdir. \ln terimi ilgili değişkenin doğal logaritmasının alındığını göstermektedir. a_0 , a_1 ve a_2 tahmin edilecek parametreleri, u_t ise hata terimini ifade etmektedir. SGP teorisi çerçevesinde EF_t değişkeninin parametresi olan a_2 'nin pozitif değer alması beklenmektedir. Teorik literatürdeki farklı görüşlerin ve daha önce yapılan ampirik çalışmaların ışığı altında FO_t değişkeninin parametresi olan a_1 'in ise negatif veya pozitif değer alması söz konusu olabilecektir.

Araştırmada kullanılan değişkenler Ocak 1990-Temmuz 2005 dönemine ait aylık gözlemlerden oluşmaktadır. 1 ABD Doları'nın TL olarak karşılığını gösteren ve modelde doğal logaritması alınarak kullanılan DK_t değişkeni TCMB'nin internet sitesindeki elektronik veri dağıtım sisteminden (EVDS) temin edilmiştir. Bankalararası para piyasasında gerçekleşen gecelik basit faiz oranını gösteren FO_t değişkeni de EVDS'den alınmıştır.

¹ Döviz kuru belirleme modelleri ile ilgili daha geniş bilgi edinmek için Bulut (2005)'a başvurulabilir.

Türkiye ve ABD’de gerçekleşen aylık tüketici enflasyonları arasındaki farkı gösteren EF_t değişkeni ise EVDS ile ABD’nin Bureau of Labor Statistics kurumunun internet sitesinden alınan verilerle oluşturulmuştur.

III. ARAŞTIRMA YÖNTEMİ VE BULGULAR

A. Birim Kök Testi

Granger ve Newbold (1974)’un durağan olmayan zaman serileriyle çalışılması halinde sahte regresyon problemiyle karşılaşılabilceğini göstermesinden bu yana, zaman serilerinin kullanıldığı çalışmalara bu serilerin durağanlığının araştırılmasıyla başlanması standart bir hal almıştır. Zaman serilerinin durağanlığının araştırılmasında en çok kullanılan yöntem ise Dickey ve Fuller (1981) tarafından geliştirilen genişletilmiş Dickey-Fuller (augmented Dickey-Fuller; ADF) birim kök testidir. Bu test aşağıdaki denklem kullanılarak yapılmaktadır.

$$\Delta Y_t = a_0 + a_1 t + a_2 Y_{t-1} + \sum_{i=1}^m a_{3i} \Delta Y_{t-i} + u_t \quad (2)$$

Burada ΔY_t durağan olup olmadığı test edilen değişkenin birinci farkı, t genel eğilim değişkeni, ΔY_{t-i} gecikmeli fark terimleridir. Δ işareti ilgili değişkenin birinci farkının alındığını göstermektedir. Gecikmeli fark terimleri denkleme hata teriminde ardışık bağımlılık problemine rastlanmaması için dahil edilmektedir. ADF testinin sağlıklı sonuç vermesi için tahmin edilen modelde ardışık bağımlılık probleminin olmaması gerekmektedir. Denklemden “m” olarak ifade edilen gecikme uzunluğu genelde Akaike bilgi kriteri (Akaike information criterion; AIC) veya Schwarz kriteri (Schwarz criterion; SC) kullanılarak belirlenmektedir. Bu çalışmada ADF testindeki gecikme uzunluğu AIC kullanılarak belirlenmiştir.

Tablo 1’de çalışmada kullanılan serilerin durağanlık özelliklerinin ortaya konulması amacıyla yapılan ADF birim kök testinin sonuçları yer almaktadır. Bu testin sonuçları döviz kuru ve enflasyon farkı değişkenlerinin düzeyde durağan olmadığını, birinci farkları

alındığında ise durağan hale geldiklerini göstermektedir. Yani bu iki serinin bütünleşme dereceleri I(1)'dir. Faiz oranı değişkeninin ise düzeyde durağan olduğu yani bütünleşme derecesinin I(0) olduğu görülmektedir.

Tablo 1. ADF Birim Kök Testi Sonuçları

Değişkenler	ADF-t istatistiği (Düzye)		ADF-t istatistiği (Birinci fark)	
	Trendsiz	Trendli	Trendsiz	Trendli
ln DK	-2.45 (2)	1.03 (2)	-8.22* (0)	-8.24* (1)
FO	-5.30* (3)	-5.86* (3)	-9.12* (4)	-9.11* (4)
EF	-0.64 (11)	-2.24 (11)	-7.85* (10)	-8.00* (10)

Not: Parantez içindeki sayılar AIC kullanılarak seçilen gecikme uzunluklarıdır. Maksimum gecikme uzunluğu 12 olarak alınmıştır. * işareti %1 düzeyinde anlamlılığı ifade etmektedir. MacKinnon kritik değerleri, %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeyleri için, sırasıyla, trendsiz modelde -3.47, -2.88 ve -2.58, trendli modelde -4.01, -3.43 ve -3.14'tür.

B. Eşbütünleşme Testi

Önceleri birim kök testlerinde serilerin düzeyde durağan olmadığını ortaya çıkmasından sonra sahte regresyon probleminden kaçınmak için yapılan iş, regresyon analizinde serilerin durağan hale geldikleri düzeyde kullanılmalrı olurdu. Ancak Gujarati (1999: 725)'nin deyimiyle bu, kaş yaparken göz çıkarmaya benzemektedir. Çünkü durağan hale getirmek için serilerin farklarının alınması, özgün düzeylerince belirlenen uzun dönem ilişkisinin yitirilmesine neden olabilmektedir.

Bu sorunun çözümü Engle ve Granger (1987) tarafından geliştirilen eşbütünleşme (cointegration) testi sayesinde bulunmuştur. Eşbütünleşme testi düzeyde durağan olmayan serilerin uzun dönemde birlikte hareket edip etmediklerini ortaya koymaktadır. Eğer seriler arasında bir eşbütünleşme ilişkisi varsa yani uzun dönemde birlikte hareket ediyorlarsa, düzey değerleriyle yapılacak analizde sahte regresyon problemiyle karşılaşılmayacaktır.

Ancak gerek Engle ve Granger (1987) tarafından geliştirilen Engle-Granger eşbütünleşme testi gerekse daha sonra Johansen (1988) ve Johansen ve Juselius (1990) tarafından geliştirilen Johansen eşbütünleşme testi, ele alınan tüm serilerin düzeyde durağan olmamasını ve aynı derecede farkı alındığında durağan hale gelmelerini gerektirmektedir.

Yani serilerin bütünleşme derecelerinin aynı olması gerekmektedir. Oysa bizim örneğimizdeki üç seriden ikisi birinci farkı alındığında durağan hale gelirken bir tanesi düzeyde durağan çıkmıştır. Bu durumda Engle-Granger ve Johansen eşbütünleşme testlerinin kullanılması mümkün değildir.

Burada da yardıma Pesaran vd. (2001) tarafından geliştirilen sınır testi (bounds test) yaklaşımı yetiştirilmiştir. Sınır testi yaklaşımında serilerin hangi düzeyde durağan olduklarına bakılmaksızın aralarında bir eşbütünleşme ilişkisinin var olup olmadığı araştırılabilmektedir. Bir kısıtlanmamış hata düzeltme modeline (unrestricted error correction model; UECM) dayanan bu test bizim örneğimize aşağıdaki gibi uyarlanmaktadır.

$$\Delta \ln DK_t = a_0 + \sum_{i=1}^m a_{1i} \Delta \ln DK_{t-i} + \sum_{i=0}^m a_{2i} \Delta FO_{t-i} + \sum_{i=0}^m a_{3i} \Delta EF_{t-i} + a_4 \ln DK_{t-1} + a_5 FO_{t-1} + a_6 EF_{t-1} + u_t \quad (3)$$

Burada eşbütünleşme ilişkisi ($H_0 : a_4 = a_5 = a_6 = 0$) hipotezinin test edilmesi yoluyla yapılmaktadır. Herhangi bir anlamlılık düzeyi için hesaplanan F istatistiği Pesaran vd. (2001) çalışmasında verilen alt ve üst kritik değerlerin dışına düştüğü takdirde değişkenlerin bütünleşme derecelerini hesaba katmaksızın kesin bir yorum yapılabilmektedir. Söz konusu F istatistiğinin üst kritik değer üzerinde olması seriler arasında bir eşbütünleşme ilişkisi olduğunu, alt değer altında kalması ise eşbütünleşme ilişkisinin bulunmadığını göstermektedir. F istatistiğinin alt ve üst kritik değerlerin arasına düşmesi halinde ise kesin bir yorum yapılamamakta, bu durumda serilerin bütünleşme derecelerini hesaba katan diğer yöntemlere başvurulması zorunlu olmaktadır.

Sınır testi yönteminin uygulaması sırasında ilk olarak yukarıdaki denklemde “m” olarak ifade edilen gecikme uzunluğunun belirlenmesi gerekmektedir. Bu işlem de ADF birim kök testinde olduğu gibi genelde AIC veya SC kullanılarak yapılmaktadır. Ayrıca burada da testin sağlıklı sonuç vermesi için hata terimleri serisinde ardışık bağımlılık olmaması gerekmektedir.

Tablo 2’de (3) numaralı denklemdeki gecikme uzunluklarının nasıl belirlendiği görülmektedir. Bunun için maksimum gecikme uzunluğu 12 olarak alınmış ve her gecikme

için AIC değerleri hesaplanmıştır. Ayrıca hata teriminde ardışık bağımlılık bulunup bulunmadığı da araştırılmıştır. Tabloda görüldüğü gibi en küçük AIC değeri 5 gecikme için söz konusudur. Bu gecikme sayısında hata teriminde ardışık bağımlılık da yoktur. Bu nedenle sınır testi 5 gecikmeli model ile yapılmıştır.

Tablo 2. Sınır Testi İçin Gecikme Sayısının Tespiti

m	AIC	$\chi^2_{BGAB}(2)$
1	-3.905	10.800*
2	-3.971	4.718***
3	-3.981	1.320
4	-3.961	3.166
5	-3.982	0.258
6	-3.943	2.509
7	-3.923	0.852
8	-3.940	7.341**
9	-3.908	8.113**
10	-3.931	2.080
11	-3.928	9.362*
12	-3.953	3.472

Not: m, (3) numaralı denklemdeki gecikme sayısıdır. χ^2_{BGAB} , Breusch-Godfrey ardışık bağımlılık sınaması istatistiğidir. *, ** ve *** işaretleri, sırasıyla, %1, %5 ve %10 düzeyinde anlamlılığı göstermekte ve hata terimleri serisinde ardışık bağımlılık olduğunu ifade etmektedir.

Tablo 3'te (3) numaralı denklemin 5 gecikme ile tahmin edilmesinden sonra ($H_0 : a_4 = a_5 = a_6 = 0$) hipotezini sınamak için hesaplanan F istatistiği değeri ile Pesaran vd. (2001)'den alınan kritik değerler yer almaktadır. Bu kritik değerler iki bağımsız değişken ve yüzde 5 anlamlılık düzeyi için geçerlidir. Tabloda hesaplanan F istatistiğinin üst kritik değerden yüksek olduğu görülmektedir. Bunun anlamı ise ele aldığımız üç değişken arasında bir eşbütünlük ilişkisinin mevcut olduğudur. Bu durumda bu değişkenlerin düzey değerleri ile yapılacak analizde sahte regresyon problemiyle karşılaşılacaktır.

Tablo 3. Sınır Testinde Hesaplanan F istatistiğinin Kritik Değerlerle Karşılaştırılması

k	F istatistiği	%5 anlamlılık düzeyindeki kritik değerler	
		Alt sınır	Üst sınır

2	11.60	3.79	4.85
---	-------	------	------

Not: k, (3) numaralı denklemdaki bağımsız değişken sayısıdır. Kritik değerler Pesaran vd. (2001:300)'deki Tablo CI(iii)'ten alınmıştır.

C. Uzun Dönem İlişkisi

Değişkenler arasındaki uzun dönem ilişkisi, gecikmesi dağıtılmış otoregresif model (autoregressive distributed lag; ARDL) yöntemiyle incelenmiştir. Kullanılan ARDL modeli aşağıdaki şekilde gösterilebilir.

$$\ln DK_t = a_0 + \sum_{i=1}^m a_{1i} \ln DK_{t-i} + \sum_{i=0}^m a_{2i} FO_{t-i} + \sum_{i=0}^m a_{3i} EF_{t-i} + u_t \quad (4)$$

ARDL modelinde gecikme uzunlukları yine AIC kullanılarak belirlenmiştir. Bu işlem Kamas ve Joyce (1993)'un nedensellik analizlerinde gecikme uzunluğunun belirlenmesi için önerdiği bir yöntemle yapılmıştır. Bu yöntem çerçevesinde ilk önce belirlenen en büyük gecikme uzunluğu üzerinden bağımlı değişken olan döviz kuru değişkeninin sadece kendi gecikmeli değerlerine göre regresyonu gerçekleştirilmiş ve en küçük AIC değerine sahip olan gecikme sayısı seçilmiştir. Daha sonra bağımlı değişkenin seçilen gecikme sayısı sabit tutulup birinci bağımsız değişken olan faiz oranı değişkeninin olası tüm gecikmeleri ile regresyon modelleri oluşturulmuş ve en küçük AIC değeri dikkate alınarak bu bağımsız değişkenin gecikme sayısı belirlenmiştir. Son olarak ilk iki değişken için seçilen gecikme uzunlukları sabit tutulup ikinci bağımsız değişken olan enflasyon farkı değişkeninin olası tüm gecikmeleri ile regresyon modelleri oluşturulmuş ve yine en küçük AIC değeri dikkate alınarak bu değişkenin de gecikme sayısına ulaşılmıştır. Maksimum gecikme uzunluğunun 12 olarak alındığı bu işlem sonucunda (4) numaralı denklemin döviz kuru değişkeninin 2, faiz oranı değişkeninin 5, enflasyon farkı değişkeninin 1 gecikmeli değeri ile tahmin edilmesi gerektiği sonucuna varılmıştır. Yani tahmin edilecek model ARDL (2,5,1) modelidir.

Tablo 4'te ARDL (2,5,1) modelinin tahmin sonuçları ve bu sonuçlara dayanılarak

hesaplanan uzun dönem katsayıları yer almaktadır². Tablodaki sonuçlar döviz kuru ile faiz oranı arasında uzun dönemde anlamlı bir ilişki olmadığını göstermektedir. Faiz oranı değişkeninin katsayısı pozitif işaretli fakat istatistiksel olarak anlamsız çıkmıştır. Bu arada döviz kuru ile iç ve dış enflasyon farkı arasında da anlamlı bir ilişki tespit edilememiştir.

Tablo 4. ARDL (2,5,1) Modeli Sonuçları ve Hesaplanan Uzun Dönem Katsayıları

Değişkenler	Katsayı	t istatistiği
ARDL (2,5,1) Modeli		
Sabit	0.006400	0.372862
$\ln DK_{t-1}$	1.317294	19.35489*
$\ln DK_{t-2}$	-0.318780	-4.684600*
FO_t	0.000236	3.764471*
FO_{t-1}	0.000431	5.901577*
FO_{t-2}	-0.000038	-0.470128
FO_{t-3}	-0.000328	-4.355443*
FO_{t-4}	0.000185	2.602905**
FO_{t-5}	0.000030	0.463243
EF_t	0.007389	6.121011*
EF_{t-1}	-0.007299	-5.922802*
Hesaplanan uzun dönem katsayıları		
Sabit	4.306901	0.515395
FO	0.347236	1.178597
EF	0.060689	0.063651

$R^2 = 0.999$, $\bar{R}^2 = 0.999$, F istatistiği = 82070.08,

DW istatistiği = 1.872, $\chi^2_{BGAB}(2) = 3.536(0.171)$,

$\chi^2_{RRMKH}(1) = 1.259(0.262)$, $\chi^2_{JBN}(2) = 5.559(0.062)$,

$\chi^2_{WDV}(1) = 99.501(0.004)$

Not: Bağımlı değişken $\ln DK$ 'dir. ARDL modelindeki gecikme sayıları, maksimum gecikme 12 olmak üzere, AIC vasıtasıyla belirlenmiştir. * işareti %1, ** işareti %5 düzeyinde anlamlılığı göstermektedir. χ^2_{BGAB} , χ^2_{RRMKH} , χ^2_{JBN} ve χ^2_{WDV} , sırasıyla, Breusch-Godfrey ardışık bağımlılık, Ramsey regresyonda model kurma hatası, Jarque-Bera normallik ve White değişen varyans sınaması istatistikleridir. Parantez içindeki sayılar kesin olasılık

² ARDL modelinde uzun dönem katsayıları, bağımsız değişkenlerin katsayılarının gecikmeli bağımlı değişkenin katsayılarının 1'den farkına bölünmesi yoluyla hesaplanır (bkz. Gujarati, 1999: 608). Örneğin Tablo 4'teki uzun dönem EF katsayısı şu şekilde hesaplanmıştır: $[0.007389+(-0.007299)]/[1-\{1.317294+(-0.318780)\}] = 0.060565$. Burada hesaplanan sayı ile Tablo 4'te görülen sayı arasındaki fark yuvarlamalardan kaynaklanmaktadır.

değerlerini göstermektedir.

D. Kısa Dönem İlişkisi

Değişkenler arasındaki kısa dönem ilişkisi ise ARDL yaklaşımına dayalı bir hata düzeltme modeli ile araştırılmıştır. Bu model aşağıda görülmektedir.

$$\Delta \ln DK_t = a_0 + a_1 EC_{t-1} + \sum_{i=1}^m a_{2i} \Delta \ln DK_{t-i} + \sum_{i=0}^m a_{3i} \Delta FO_{t-i} + \sum_{i=0}^m a_{4i} \Delta EF_{t-i} + u_t \quad (5)$$

Buradaki EC_{t-1} değişkeni Tablo 4'te verilen uzun dönem ilişkisinden elde edilen hata terimleri serisinin bir dönem gecikmeli değeridir. Bu değişkenin katsayısı kısa dönemdeki dengesizliğin ne kadarının uzun dönemde düzeltileceğini gösterir. Bu katsayının işaretinin negatif olması beklenir.

(5) numaralı modeldeki gecikme uzunlukları da AIC vasıtasıyla ve uzun dönem ilişkisinin araştırılması sırasında kullanılan yöntemle belirlenmiştir. Maksimum gecikme uzunluğunun yine 12 olarak alındığı bu işlem sonucunda kısa dönem ilişkisinin ARDL (2,3,0) modeli ile araştırılması gerektiği sonucuna varılmıştır.

Tablo 5, bu modelin tahmin sonuçlarını göstermektedir. Hata düzeltme teriminin işareti beklendiği gibi negatif ve istatistiksel olarak anlamlı çıkmıştır. Döviz kuru ile enflasyon farkı arasında kısa dönemde istatistiksel olarak anlamlı ve beklendiği gibi pozitif yönlü bir ilişki olduğu görülmektedir. Fakat döviz kuru ile faiz oranı arasındaki kısa dönemli ilişkinin niteliği pek açık değildir. Faiz oranı değişkeninin cari değerinin döviz kurunu pozitif ve istatistiksel olarak anlamlı bir şekilde etkilediği görülürken, 1 ve 2 gecikmeli değerleri ile döviz kuru arasında istatistiksel olarak anlamlı bir ilişkiye rastlanmamakta, 3 gecikmeli değerinin ise döviz kurunu negatif ve istatistiksel olarak anlamlı bir şekilde etkilediği dikkati çekmektedir.

E. Dalgalı Kur Dönemi

Ocak 1990-Temmuz 2005 dönemine ilişkin aylık gözlemlerle yapılan analizlerde döviz kuru ile faiz oranı arasında anlamlı bir ilişki tespit edilememesi üzerine araştırmanın genişletilmesi yoluna gidilmiştir. Bu çerçevede iki farklı yaklaşım ile analizler tekrarlanmıştır.

İlk yaklaşımda araştırma dönemindeki anlamsız ilişkinin nedeninin kriz dönemleri ile 2000 yılında uygulanan sürünen kur politikası olabileceği düşüncesiyle, bu dönemlerin araştırmadan dışlanması yoluna gidilmiştir. Bu dışlama regresyon analizlerine üç adet kukla değişkenin katılması yoluyla yapılmıştır. KUK94 adını taşıyan birinci kukla değişkene Ocak 1994-Aralık 1994 dönemi için 1, diğer dönemler için 0 değeri verilmiştir. KUK00 adını taşıyan ikinci kukla değişkende Ocak 2000-Aralık 2000 dönemine ait gözlemler 1, diğer dönemlere ait gözlemler 0 değerini almaktadır. KUK01 kukla değişkeni de benzer şekilde Ocak 2001-Aralık 2001 dönemi için 1, diğer dönemler için 0 değerine sahiptir. Ancak bu yaklaşımda elde edilen sonuçlar özgün araştırmadaki sonuçlardan çok farklı çıkmadığı için sonuçları burada verilmemiştir.³

Tablo 5. ARDL Yaklaşımına Dayalı Hata Düzeltme Modeli Sonuçları

Değişkenler	Katsayı	t istatistiği
ARDL (2,3,0) Modeli		
Sabit	0.000452	0.118439
EC_{t-1}	-0.001596	-6.381208*
$\Delta \ln DK_{t-1}$	0.340018	5.364754*
$\Delta \ln DK_{t-2}$	-0.081695	-1.371986
ΔFO_t	0.000230	3.798336*
ΔFO_{t-1}	0.000111	1.290406
ΔFO_{t-2}	0.000081	1.023282
ΔFO_{t-3}	-0.000205	-3.115417*
ΔEF_t	0.007285	7.552932*
$R^2 = 0.663$, $\bar{R}^2 = 0.647$, F istatistiği = 42.748, DW istatistiği = 1.913, $\chi^2_{BGAB}(2) = 1.219(0.543)$, $\chi^2_{RRMKH}(1) = 11.747(0.001)$, $\chi^2_{JBN}(2) = 9.139(0.010)$,		

³ Bu sonuçlar istenirse yazardan temin edilebilir.

$$\chi^2_{WDV}(1) = 88.569(0.000)$$

Not: Bağımlı değişken $\Delta \ln DK_t$ 'dir. ARDL modelindeki gecikme sayıları, maksimum gecikme 12 olmak üzere, AIC vasıtasıyla belirlenmiştir. EC_{t-1} , uzun dönem ilişkisinden elde edilen hata terimleri serisinin bir dönem gecikmeli değeridir. * işareti %1 düzeyinde anlamlılığı göstermektedir. χ^2_{BGAB} , χ^2_{RRMKH} , χ^2_{JBN} ve χ^2_{WDV} , sırasıyla, Breusch-Godfrey ardışık bağımlılık, Ramsey regresyonda model kurma hatası, Jarque-Bera normallik ve White değişen varyans sınaması istatistikleridir. Parantez içindeki sayılar kesin olasılık değerlerini göstermektedir.

Araştırmanın genişletilmesi çerçevesinde başvuru ikinci yaklaşım analizlerin sadece dalgalı kur dönemi için yapılmasıdır. Bu yaklaşımın gerisinde, kur üzerindeki baskının kalkmasıyla döviz kuru ile faiz oranı arasındaki ilişkinin değişmiş olabileceği düşüncesi yatmaktadır. Tablo 6, Tablo 7, Tablo 8 ve Tablo 9, Mart 2001-Temmuz 2005 dönemini kapsayan dalgalı kur dönemi için yapılan analiz sonuçlarını göstermektedir.

Tablo 6'da görüldüğü gibi, gözlem sayısının azalması nedeniyle, sınır testi için maksimum gecikme uzunluğu 6'ya düşürülmüştür. Tablo 7'deki sınır testi sonuçları dalgalı kur döneminde de döviz kuru, faiz oranı ve iç-dış enflasyon farkı arasında eşbütünleşme ilişkisi bulunduğunu göstermektedir.

Tablo 6. Sınır Testi İçin Gecikme Sayısının Tespiti

m	AIC	$\chi^2_{BGAB}(2)$
1	-3.677	7.701**
2	-3.906	0.496
3	-3.886	0.405
4	-3.824	0.453
5	-3.812	0.070
6	-3.783	12.363*

Not: m, (3) numaralı denklemdeki gecikme sayısıdır. χ^2_{BGAB} , Breusch-Godfrey ardışık bağımlılık sınaması istatistiğidir. * ve ** işaretleri, sırasıyla, %1 ve %5 düzeyinde anlamlılığı göstermekte ve hata terimleri serisinde ardışık bağımlılık olduğunu ifade etmektedir.

Tablo 7. Sınır Testinde Hesaplanan F İstatistiğinin Kritik Değerlerle Karşılaştırılması

k	F İstatistiği	%5 anlamlık düzeyindeki kritik değerler	
		Alt sınır	Üst sınır
2	6.11	3.79	4.85

Not: k, (3) numaralı denklemdaki bağımsız değişken sayısıdır. Kritik değerler Pesaran vd. (2001:300)'deki Tablo CI(iii)'ten alınmıştır.

Tablo 8'deki ARDL modeli sonuçları ise dalgalı kur döneminde döviz kuru ile faiz oranı arasındaki ilişkinin gerçekten de değiştiğini ortaya koymaktadır. Daha doğrusu Ocak 1990-Temmuz 2005 döneminin tümü ele alındığında pozitif ama istatistiksel olarak anlamsız çıkan ilişki, Mart 2001-Temmuz 2005 dönemi ele alındığında yine pozitif ama bu kez istatistiksel olarak anlamlı çıkmaktadır. Ancak Tablo 8'deki katsayının küçüklüğü bu ilişkinin çok zayıf olduğunu göstermektedir. Bu arada dalgalı kur döneminde döviz kuru ile iç-dış enflasyon farkı arasındaki ilişkinin de istatistiksel olarak anlamlı çıkmasına karşılık beklenenin tersine negatif işarete sahip olduğu görülmektedir.

Tablo 8. ARDL (3,0,4) Modeli Sonuçları ve Hesaplanan Uzun Dönem Katsayıları

Değişkenler	Katsayı	t İstatistiği
ARDL (3,0,4) modeli		
Sabit	4.392182	3.860548*
$\ln DK_{t-1}$	1.015049	6.439148*
$\ln DK_{t-2}$	-0.468274	-2.305276**
$\ln DK_{t-3}$	0.139821	1.069953
FO_t	0.002456	3.245220*
EF_t	0.004516	0.823963
EF_{t-1}	-0.003360	-0.518759
EF_{t-2}	-0.007035	-1.083191
EF_{t-3}	-0.007994	-1.587340
EF_{t-4}	-0.005299	-1.188317
Hesaplanan uzun dönem katsayıları		
Sabit	14.01445	256.1963*
FO	0.007838	3.173279*

EF	-0.061172	-2.414907**
----	-----------	-------------

$R^2 = 0.860$, $\bar{R}^2 = 0.828$, F istatistiği = 26.625,
 DW istatistiği = 1.976, $\chi^2_{BGAB}(2) = 0.830(0.660)$,
 $\chi^2_{RRMKH}(1) = 0.022(0.881)$, $\chi^2_{JBN}(2) = 4.376(0.112)$,
 $\chi^2_{WDV}(1) = 11.868(0.854)$

Not: Bağımlı değişken $\ln DK$ 'dir. ARDL modelindeki gecikme sayıları, maksimum gecikme 6 olmak üzere, AIC vasıtasıyla belirlenmiştir. * işareti %1, ** işareti %5 düzeyinde anlamlılığı göstermektedir. χ^2_{BGAB} , χ^2_{RRMKH} , χ^2_{JBN} ve χ^2_{WDV} , sırasıyla, Breusch-Godfrey ardışık bağımlılık, Ramsey regresyonda model kurma hatası, Jarque-Bera normallik ve White değişen varyans sınaması istatistikleridir. Parantez içindeki sayılar kesin olasılık değerlerini göstermektedir.

Tablo 9. ARDL Yaklaşımına Dayalı Hata Düzeltme Modeli Sonuçları

Değişkenler	Katsayı	t istatistiği
ARDL (2,1,3) Modeli		
Sabit	0.009578	1.318606
EC_{t-1}	-0.353555	-4.165154*
$\Delta \ln DK_{t-1}$	0.231894	1.965956***
$\Delta \ln DK_{t-2}$	-0.132928	-1.109670
ΔFO_t	0.013262	3.170620*
ΔFO_{t-1}	-0.000359	-0.095519
ΔEF_t	0.005463	1.202067
ΔEF_{t-1}	0.021292	3.206125*
ΔEF_{t-2}	0.014825	2.767885*
ΔEF_{t-3}	0.001849	0.366870

$R^2 = 0.622$, $\bar{R}^2 = 0.534$, F istatistiği = 7.129,
 DW istatistiği = 2.085, $\chi^2_{BGAB}(2) = 1.554(0.460)$,
 $\chi^2_{RRMKH}(1) = 1.946(0.163)$, $\chi^2_{JBN}(2) = 1.758(0.415)$,
 $\chi^2_{WDV}(1) = 12.865(0.799)$

Not: Bağımlı değişken $\Delta \ln DK_t$ 'dir. ARDL modelindeki gecikme sayıları, maksimum gecikme 6 olmak üzere, AIC vasıtasıyla belirlenmiştir. EC_{t-1} , uzun dönem ilişkisinden elde edilen hata terimleri serisinin bir dönem gecikmeli değeridir. *

işareti %1, *** işareti %10 düzeyinde anlamlılığı göstermektedir.
 χ^2_{BGAB} , χ^2_{RRMKH} , χ^2_{JBN} ve χ^2_{WDV} , sırasıyla, Breusch-Godfrey
ardışık bağımlılık, Ramsey regresyonda model kurma hatası,
Jarque-Bera normallik ve White değişen varyans sınaması
istatistikleridir. Parantez içindeki sayılar kesin olasılık değerlerini
göstermektedir.

Tablo 9'daki hata düzeltme modeli sonuçları, dalgalı kur döneminde döviz kuru ile faiz oranı arasındaki kısa dönem ilişkisinin de pozitif yönlü olduğunu göstermektedir. Faiz oranı değişkeninin cari değeri döviz kurunu pozitif ve istatistiksel olarak anlamlı bir şekilde etkilemektedir. Faiz oranı değişkeninin bir gecikmeli değeri ile döviz kuru arasında negatif yönlü bir ilişki görülmekle birlikte ilgili katsayı istatistiksel olarak anlamlı değildir. Bu arada cari ve gecikmeli değerlerin katsayıları toplu olarak değerlendirildiğinde, uzun dönem için elde edilen sonucun aksine, iç-dış enflasyon farkının kısa dönemde döviz kurunu, SGP teorisine uygun olarak, pozitif etkilediği de görülmektedir.

IV. SONUÇ

Döviz kuru ile faiz oranı arasındaki ilişki son birkaç yıldır Türkiye'de en çok tartışılan konulardan birini oluşturmaktadır. Döviz kurlarının uzun süredir yerinde saymasının nedenini bazı iktisatçılar faiz oranlarının yüksekliğine bağlamaktadır. Yüksek faiz oranlarının Türkiye'ye kısa vadeli sermaye girişini artırdığı ve bunun da yerli parayı değerlendirerek kurları baskı altında tuttuğu savunulmaktadır. Bu nedenle kısa vadeli faiz oranlarını daha hızlı ve daha fazla düşürmesi için Merkez Bankası'na baskı yapılmaktadır. Buna karşılık Merkez Bankası ise döviz kurları ile kısa vadeli faiz oranları arasındaki ilişkinin çok boyutlu ve karmaşık bir nitelikte olduğunu savunmakta ve faiz oranlarının daha hızlı düşürülmesi halinde kurların yükselmek yerine düşmesinin de söz konusu olabileceğini öne sürmektedir.

Bu çalışmada yapılan analizler sonucunda Merkez Bankası'nın savunduğu görüşü destekleyen bulgular elde edilmiştir. Ocak 1990-Temmuz 2005 dönemine ait aylık gözlemlerle yapılan analizlerde döviz kuru ile kısa vadeli faiz oranları arasında istatistiksel olarak anlamlı bir ilişki bulunamamıştır. Sadece dalgalı kur dönemi ele alınıp Mart 2001-Temmuz 2005 dönemi için analizler yapıldığında ise döviz kuru ile faiz oranı arasında istatistiksel olarak anlamlı, pozitif yönlü fakat zayıf bir ilişki tespit edilmiştir. Bu sonuçlar

Merkez Bankası'nın kısa vadeli faiz oranlarını düşürmesinin döviz kurlarında yükselişe yol açmayabileceği anlamına gelmektedir. Tam tersine faiz oranlarındaki düşüş döviz kurunun da düşmesi sonucunu verebilecektir.

KAYNAKLAR

Bulut, E. (2005) *Döviz Ekonomisi*. Ankara, Platin Yayınları.

Dash, P. (2004) *The Relationship between Interest Rate and Exchange Rate in India*. Sixth Annual Conference on Money and Finance in the Indian Economy, March 25-27, Mumbai. (Erişim: <http://www.igidr.ac.in/~money>)

Dekle, R., Hsiao, C. ve Wang, S. (2002) High Interest Rates and Exchange Rate Stabilization in Korea, Malaysia and Thailand: An Empirical Investigation of the Traditional and Revisionist Views. *Review of International Economics*, 10 (1), 64-78.

Dickey, D.A. ve Fuller, W.A. (1981) Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root. *Econometrica*, 49 (4), 1057-1072.

Engle, R.F. ve Granger, C.W.J. (1987) Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing. *Econometrica*, 55 (2), 251-276.

Gümüş, İ. (2002) *Effects of the Interest Rate Defense on Exchange Rates during the 1994 Crisis in Turkey*. TCMB Working Paper, No: 14.

- Granger, C.W.J. ve Newbold, P. (1974) Spurious Regressions in Econometrics. *Journal of Econometrics*, 2 (2), 111-120.
- Gujarati, D.N. (1999) *Temel Ekonometri*, (Çev. Ü. Şenesen ve G.G. Şenesen). İstanbul, Literatür Yayınları.
- Johansen, S. (1988) Statistical Analysis of Cointegration Vectors. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12 (2-3), 231-254.
- Johansen, S. ve Juselius, K. (1990) Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration with Applications to the Demand for Money. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 52 (2), 169-210.
- Kamas, L. ve Joyce, J.P. (1993) Money, Income and Prices under Fixed Exchange Rates: Evidence from Causality Tests and VARs. *Journal of Macroeconomics*, 15 (4), 747-768.
- Kraay, A. (2000) *Do High Interest Rates Defend Currencies during Speculative Attacks?* World Bank Policy Research Working Paper, No: 2267.
- Pesaran, M.H., Shin, Y. ve Smith, R.J. (2001) Bounds Testing Approaches to the Analysis of Level Relationships. *Journal of Applied Econometrics*, 16 (3), 289-326.
- TCMB (2003) *Merkez Bankası Faiz Oranlarının Düşürülmesine İlişkin Basın Duyurusu*. Sayı: 2003-31.

